



## ORIGINAL ARTICLE

# Dietary intake in relation to self-reported constipation among Japanese women aged 18–20 years

K Murakami<sup>1</sup>, H Okubo<sup>2</sup> and S Sasaki<sup>2</sup>

<sup>1</sup>Department of Food and Nutritional Sciences, Graduate School of Nutritional and Environmental Sciences, University of Shizuoka, Shizuoka, Japan and <sup>2</sup>National Institute of Health and Nutrition, Tokyo, Japan

**Objective:** Information on modifiable lifestyle factors associated with constipation is limited, especially among non-Western populations. We examined associations between dietary intake and self-reported constipation in young Japanese women.

**Design:** Cross-sectional study.

**Subjects:** A total of 1705 female Japanese dietetic students aged 18–20 years and free of current disease and current dietary counseling.

**Methods:** Dietary intake was estimated over a 1-month period with a validated, self-administered, diet history questionnaire, and lifestyle variables including self-reported constipation were assessed by a second questionnaire designed for this survey.

**Results:** A total of 436 women (26%) reported themselves to be 'constipated'. A multivariate odds ratio (OR) for women in the highest quartile of rice intake was 0.47 (95% confidence interval (CI): 0.33, 0.68) compared with the lowest. Additionally, women in the highest category of coffee intake had a multivariate OR of 0.67 (0.47, 0.94) compared with women in the lowest. Conversely, women in the highest quartile of confectionery intake had a multivariate OR of 1.54 (1.12, 2.13) compared with women in the lowest. Moreover, a multivariate OR for constipation for women in the highest quartile of Japanese and Chinese tea intake was 1.49 (1.09, 2.05) compared with women in the lowest. Neither total dietary fiber intake nor other lifestyle factors examined were associated with constipation.

**Conclusions:** The consumption of rice and coffee was inversely associated with and that of confectioneries and Japanese and Chinese tea was positively associated with a prevalence of self-reported constipation.

*European Journal of Clinical Nutrition* (2006) **60**, 650–657. doi:10.1038/sj.ejcn.1602365; published online 7 December 2005

**Keywords:** dietary intake; constipation; Japanese women

## Introduction

Constipation is a major health problem, although the criteria for constipation remain arbitrary (Thompson *et al.*, 1999), and symptoms of constipation vary from a relatively mild bowel habit disturbance to rare serious sequelae (Talley *et al.*, 2003). The reported prevalence of constipation ranges

from 2 to 30% in Western countries, depending on the definition applied (Garrigues *et al.*, 2004; Higgins and Johanson, 2004). In Japan, the prevalence of constipation, defined as  $\leq 3$  bowel movements weekly, also seems to be relatively high (6–25%) (Hirai and Takezoe, 1997; Hirai *et al.*, 2001). As a result of its high prevalence, chronic nature and effect on quality of life (Talley, 2004), modifiable lifestyle factors associated with constipation need to be identified.

According to previous studies in the West, not only various factors including age (Everhart *et al.*, 1989; Sandler *et al.*, 1990; Campbell *et al.*, 1993; Dukas *et al.*, 2003), sex (Everhart *et al.*, 1989; Sandler *et al.*, 1990; Campbell *et al.*, 1993), smoking status (Dukas *et al.*, 2003), alcohol consumption (Dukas *et al.*, 2003; Sanjoquin *et al.*, 2004), body mass index (BMI) (Sandler *et al.*, 1990; Dukas *et al.*, 2003; Sanjoquin *et al.*, 2004), and physical activity (Everhart *et al.*, 1989;

Correspondence: Dr S Sasaki, 1-23-1 Toyama, Shinjuku-ku, Tokyo 162-8636, Japan. Tel: +81 3 3203 8064, Fax: +81 3 3202 3278.

E-mail: stssasak@nih.go.jp

Guarantor: S Sasaki.

**Contributors:** KM conducted the statistical analysis and wrote the manuscript. HO conducted the database management and the statistical analysis. SS conducted the study design, data collection, and overall management. All authors made critical comments during the preparation of the manuscript.

Received 25 April 2005; revised 4 October 2005; accepted 24 October 2005; published online 7 December 2005

Sandler *et al.*, 1990; Dukas *et al.*, 2003; Sanjoquin *et al.*, 2004), but also several aspects of diet such as intakes of energy (Sandler *et al.*, 1990; Towers *et al.*, 1994), dietary fiber (Dukas *et al.*, 2003; Sanjoquin *et al.*, 2004), and nonalcoholic beverages (Sandler *et al.*, 1990; Sanjoquin *et al.*, 2004) have been associated with constipation. However, information on this issue is quite limited among people in Asian countries including Japan (Kunimoto *et al.*, 1998; Wong *et al.*, 1999; Nakaji *et al.*, 2002; Fujiwara, 2003), where dietary habits and foods available differ considerably from those in Western countries. Moreover, quantitative assessment of diet was not performed in these Asian studies. Therefore, we investigated associations of dietary factors, which were assessed using a previously-validated self-administered diet history questionnaire (DHQ) (Sasaki *et al.*, 1998a, b; 2000b), as well as other lifestyle factors with self-reported constipation in young Japanese women.

## Subjects and methods

### Subjects and data collection

The subjects were students who entered dietetic courses at 22 colleges and technical schools in Japan in April 1997 ( $n = 2069$ ) (Sasaki *et al.*, 2002; 2000a; 2003a). A total of 2063 students (2017 women and 46 men) participated in the survey (response rate: 99.7%). The staff of each school checked the submitted questionnaires according to the survey protocol. When missing values and/or logical errors were detected, the subjects were asked to complete the questions again. The questionnaires were checked at least once by the staff at each school and by the staff at the survey center. Most surveys were completed by the end of May 1997.

### Questionnaires

Data were collected using the following two questionnaires: DHQ and a questionnaire on general lifestyle. The DHQ is a previously validated, structured 16-page questionnaire for assessing dietary habits in the previous month, consisting of the following seven sections: overall dietary behaviors; major cooking methods; consumption frequency and amount of six alcoholic beverages; consumption frequency and semi-quantitative portion size of selected 121 food and nonalcoholic beverage items; dietary supplement; consumption frequency and amount of 19 staple foods (rice, bread and noodles) and miso-soup; and open-ended sections for foods consumed regularly ( $\geq$  once/week) but not appearing in the DHQ (Sasaki *et al.*, 1998a, b; 2000b). The food and beverage items and their portion sizes in the DHQ were derived mainly from the data of the National Nutrition Survey of Japan (Ministry of Health and Welfare, 1994). Dietary intake, including 147 food and beverage items, energy and dietary fiber, was calculated using an *ad hoc* algorithm for the DHQ, which was based on the food

composition table in Japan (Science and Technology Agency, 2000); information on dietary supplement and from the open-ended section is not used in the calculation. Dietary fiber intake was estimated by the modified Prosky method (Science and Technology Agency, 2000) from the intake of 86 fiber-containing foods in the DHQ. The food and nonalcoholic beverage items were grouped into the following 18 food groups: rice; bread; noodles; potatoes; confectioneries (including sugar and sweeteners); fat and oil; pulses (including nuts); fish and shellfish; meat; eggs; dairy products; vegetables (including mushrooms and sea vegetables); fruits; water; Japanese and Chinese tea (nonfermented type of tea (green tea) and semi-fermented type of tea (oolong tea)); black tea (fermented type of tea); coffee; other nonalcoholic beverages. A detailed description and methods of calculating dietary intake and the validity of the DHQ have been published elsewhere (Sasaki *et al.*, 1998a). The Pearson correlation coefficient between the DHQ and 3-d dietary records was 0.48 for energy intake among 47 women (Sasaki *et al.*, 1998a). For dietary fiber intake (g/1000 kcal), the Pearson correlation coefficient between DHQ and 16-d dietary records was 0.69 among 92 women; the mean value of the Spearman correlation coefficients for intakes of 16 food groups (g/1000 kcal) was 0.35 (range: 0.05–0.59) (unpublished observations, Sasaki, 2004).

Body weight and height were self-reported as part of the DHQ. BMI was computed as weight (kg) divided by square of height (m). We classified BMI into three categories ( $< 18.5$ , 18.5–24.9, and  $\geq 25$ ) according to the Japan Society for the Study of Obesity (Matsuzawa *et al.*, 2000). The subjects were also asked in the DHQ whether they currently received dietary counseling.

The questionnaire on general lifestyle during the previous month is a 4-page questionnaire designed for this survey. In this questionnaire, subjects reported residential area (a place where the subject mainly lived during the previous month), participation in sports club activities (times/months), without inquiring into the types of sports, their intensity or duration, and smoking status ('never', 'past' or 'current'). They were also asked whether or not they were currently suffering from some diseases. Residential areas were categorized into 12 blocks according to the National Nutrition Survey in Japan (Ministry of Health and Welfare, 2004). Since relatively few subjects were categorized into three of these blocks, they were included in their neighboring blocks. The residential areas were also divided into three categories according to population size (cities with population  $\geq 1$  million, cities with population  $< 1$  million, and towns and villages). The subjects who participated in sport club activities at least once per week were regarded as 'active' and all others as 'sedentary'.

Constipation was assessed by the following question in the questionnaire: do you often have constipation? The possible answers were 'yes', 'sometimes', or 'no'. The subjects with an answer of *yes* to the question were considered to be 'constipated'. We examined the validity of this question in

145 female Japanese dietetic students (mean age: 21.2 years) using 14-d bowel movement diaries as the standard; 33 subjects with an answer of *yes* had significantly ( $P < 0.001$ ) fewer bowel movements (mean  $\pm$  s.d.:  $3.4 \pm 1.1$  day/week) than did 60 subjects with an answer of *sometimes* ( $4.5 \pm 1.3$  day/week) or 52 subjects with an answer of *no* ( $6.2 \pm 1.0$  day/week).

#### Statistical analysis

For statistical analysis, we selected female subjects aged 18–20 years ( $n = 1960$ ). We excluded one woman whose residential area was not in Japan, 154 women currently having some diseases, and 33 women currently receiving dietary counseling. Also excluded were 43 women with a reported energy intake less than half the energy requirement for the lowest physical activity category ( $< 775$  ( $1550 \times 0.5$ ) kcal/day) or a reported energy intake more than 1.5 times the energy requirement of the highest physical activity category ( $> 3450$  ( $2300 \times 1.5$ ) kcal/day) according to the Recommended Dietary Allowance for Japanese (Ministry of Health and Welfare, 1999). We further excluded 47 women with missing values in the variables used. A total of 1705 women remained for the present analysis; some women were in more than one exclusion category.

The association between self-reported constipation (the dependent variable) and a number of variables was examined. The variables examined were six nondietary variables, that is, residential blocks (nine categories), size of residential area (three categories), physical activity (two categories), smoking status (three categories), alcohol drinking habits (two categories ('yes' or 'no') because of extremely low alcohol intake (mean: 0.7 g/day)), and BMI (three categories) and 22 dietary variables, that is, intakes of energy (kcal/day), 18 food groups mentioned above (g/1000 kcal), and total, soluble, and insoluble dietary fiber (g/1000 kcal) (quartiles except for water (four categories), black tea (four categories), and coffee (three categories) because of more than one quarter nonconsumers). We calculated both crude and multivariate odds ratios (ORs) and 95% CIs for self-reported constipation for each category of variables included using the logistic regression analysis; multivariate ORs were calculated by adjusting for six nondietary variables and energy intake. As results for the crude and multivariate analyses were similar for all variables considered, we presented only the results derived from the multivariate models. Trend of association (for only dietary variables) was assessed by a logistic regression model assigning scores to the levels of the independent variable. All statistical analyses were performed using the SPSS for Windows software program, version 11.5, (SPSS Japan Inc.) and the SAS statistical software, version 8.2 (SAS Institute Inc.). A two-sided  $P$  value of  $< 0.05$  was considered statistically significant.

## Results

The mean ( $\pm$  s.d.) of selected physical characteristics was as follows:  $18.1 \pm 0.4$  years for age,  $157.9 \pm 5.2$  cm for height,  $51.8 \pm 7.3$  kg for weight, and  $20.8 \pm 2.6$  kg/m<sup>2</sup> for BMI. A total of 436 (26%) out of 1705 women reported themselves to be 'constipated'. Table 1 presents the multivariate ORs (95% CIs) for constipation in each category of selected demographic and lifestyle factors. Living in town or village was associated with a decreased prevalence of constipation compared with living in city with population  $\geq 1$  million (OR: 0.64; 95% CI: 0.43, 0.97). Residential block, physical activity, smoking status, alcohol drinking habits, and BMI were not significantly associated with constipation.

**Table 1** Adjusted odds ratios (ORs) and 95% confidence intervals (CIs) for self-reported constipation in relation to selected demographic and lifestyle factors among 1705 Japanese women aged 18–20 years

	n with/without constipation	Adjusted OR <sup>a</sup> (95% CI)
<i>Residential block<sup>b</sup></i>		
Kanto II, Hokkaido, Tohoku	21/56	1.00
Kanto I	97/282	0.75 (0.41, 1.34)
Tokai, Hokuriku	74/173	1.06 (0.60, 1.89)
Kinki I	32/103	0.71 (0.36, 1.37)
Kinki II	31/73	1.07 (0.55, 2.06)
Chugoku	52/219	0.61 (0.33, 1.10)
Shikoku	27/115	0.59 (0.31, 1.15)
Kita-kyushu	58/127	1.16 (0.64, 2.10)
Minami-kyushu	44/121	0.95 (0.51, 1.76)
<i>Size of residential area</i>		
City with population $\geq 1$ million	81/202	1.00
City with population $< 1$ million	258/723	0.83 (0.59, 1.17)
Town and village	97/344	0.64 (0.43, 0.97)
<i>Physical activity<sup>c</sup></i>		
Sedentary	385/1113	1.00
Active	51/156	0.94 (0.66, 1.32)
<i>Smoking status</i>		
Nonsmoker	402/1197	1.00
Past smoker	15/39	1.18 (0.63, 2.21)
Current smoker	19/33	1.79 (0.98, 3.26)
<i>Alcohol drinking habits</i>		
Nondrinker	345/991	1.00
Drinker	91/278	0.87 (0.66, 1.15)
<i>Body mass index (kg/m<sup>2</sup>)</i>		
$< 18.5$	69/215	1.00
18.5–24.9	351/971	1.15 (0.85, 1.55)
$\geq 25$	16/83	0.62 (0.34, 1.13)

<sup>a</sup>OR adjusted for residential block, size of residential area, physical activity, smoking status, alcohol drinking habits, body mass index, and energy intake.

<sup>b</sup>The residential blocks were categorized into 12 blocks according to the National Nutrition Survey of Japan (Ministry of Health and Welfare, 2004). As the subjects categorized into three of these blocks (Hokkaido, Tohoku, and Hokuriku) were relatively few, they were included in their neighboring regions.

<sup>c</sup>The subjects who took part in sports club activity at least once per week were defined as 'active' and others as 'sedentary'.

Table 2 shows the associations between dietary intake and constipation. Energy intake was not associated with a prevalence of constipation. There was a clear dose-response relationship between increased intake of rice and a decreased

**Table 2** Adjusted odds ratios (ORs) and 95% confidence intervals (CIs) for self-reported constipation in relation to intakes of energy, dietary fiber, and food groups among 1705 Japanese women aged 18–20 years

	n with/without constipation	Adjusted OR <sup>a</sup> (95% CI)
<b>Energy intake (kcal/day)</b>		
1365 (777–1554) <sup>b</sup>	113/313	1.00
1703 (1555–1833)	105/321	0.94 (0.68, 1.28)
1977 (1834–2154)	100/327	0.87 (0.63, 1.19)
2447 (2155–3339)	118/308	1.12 (0.82, 1.53)
P for trend		0.58
<b>Food intake (g/1000 kcal)</b>		
<b>Rice</b>		
82.9 (0–104.9)	131/295	1.00
124.3 (105.0–144.3)	129/297	0.98 (0.72, 1.32)
164.3 (144.4–186.4)	97/330	0.65 (0.47, 0.90)
221.0 (186.5–441.8)	79/347	0.46 (0.32, 0.66)
P for trend		<0.0001
<b>Bread</b>		
8.5 (0–15.0)	95/331	1.00
21.8 (15.1–27.6)	111/315	1.20 (0.87, 1.65)
35.3 (27.7–43.5)	113/314	1.23 (0.89, 1.69)
59.5 (43.6–180.5)	117/309	1.27 (0.93, 1.75)
P for trend		0.15
<b>Noodles</b>		
0 (0–13.4)	117/309	1.00
22.0 (13.5–29.5)	110/316	0.91 (0.67, 1.23)
38.4 (29.6–50.3)	108/319	0.87 (0.63, 1.18)
67.4 (50.4–208.0)	101/325	0.81 (0.59, 1.11)
P for trend		0.19
<b>Potatoes</b>		
7.7 (0–10.1)	97/329	1.00
12.3 (10.2–14.4)	112/315	1.19 (0.87, 1.64)
17.0 (14.5–21.2)	111/315	1.18 (0.86, 1.63)
28.1 (21.3–99.0)	116/310	1.23 (0.90, 1.69)
P for trend		0.24
<b>Confectioneries<sup>c</sup></b>		
16.9 (0.6–23.3)	95/331	1.00
29.5 (23.4–35.6)	84/342	0.86 (0.61, 1.20)
41.9 (35.7–49.3)	127/300	1.47 (1.07, 2.02)
60.6 (49.4–159.6)	130/296	1.56 (1.13, 2.14)
P for trend		<0.001
<b>Fat and oil</b>		
6.3 (0.8–8.4)	124/302	1.00
10.2 (8.5–11.8)	109/317	0.83 (0.61, 1.13)
13.8 (11.9–15.9)	93/334	0.72 (0.52, 0.98)
19.6 (16.0–68.4)	110/316	0.86 (0.63, 1.17)
P for trend		0.23
<b>Pulses<sup>d</sup></b>		
8.8 (0–12.8)	114/312	1.00
16.9 (12.9–21.1)	95/331	0.76 (0.55, 1.05)
26.2 (21.2–33.5)	119/308	1.02 (0.74, 1.39)
43.9 (33.6–119.6)	108/318	0.93 (0.68, 1.27)
P for trend		0.94

**Table 2** Continued

	n with/without constipation	Adjusted OR <sup>a</sup> (95% CI)
<b>Fish and shellfish</b>		
15.8 (0–21.7)	111/314	1.00
27.2 (21.8–31.6)	103/324	0.93 (0.68, 1.28)
26.5 (31.7–43.0)	107/320	0.97 (0.71, 1.33)
55.1 (43.1–229.1)	115/311	1.12 (0.81, 1.53)
P for trend		0.48
<b>Meats</b>		
17.2 (0–22.2)	114/311	1.00
26.9 (22.3–31.4)	108/320	0.94 (0.69, 1.28)
36.6 (31.5–42.7)	108/318	0.92 (0.67, 1.26)
52.9 (42.8–117.5)	106/320	0.91 (0.66, 1.25)
P for trend		0.55
<b>Eggs</b>		
3.1 (0–8.0)	106/320	1.00
12.9 (8.1–17.3)	99/327	0.92 (0.67, 1.27)
22.9 (17.4–27.3)	113/313	1.10 (0.80, 1.52)
33.3 (27.4–114.3)	118/309	1.24 (0.90, 1.70)
P for trend		0.11
<b>Dairy products</b>		
18.6 (0–32.3)	98/328	1.00
48.7 (32.4–65.6)	123/303	1.37 (1.00, 1.88)
85.3 (65.7–109.1)	111/316	1.23 (0.89, 1.70)
140.6 (109.2–457.7)	104/322	1.05 (0.76, 1.45)
P for trend		0.99
<b>Vegetables<sup>e</sup></b>		
52.0 (2.1–69.9)	117/309	1.00
84.9 (70.0–100.4)	100/326	0.86 (0.63, 1.18)
117.6 (100.5–139.9)	109/318	0.96 (0.70, 1.31)
176.8 (140.0–457.9)	110/316	0.97 (0.71, 1.33)
P for trend		0.95
<b>Fruits</b>		
14.3 (0–24.5)	118/308	1.00
34.5 (24.6–44.6)	101/325	0.80 (0.58, 1.09)
56.8 (44.7–72.6)	105/322	0.85 (0.62, 1.17)
99.5 (72.7–695.7)	112/314	0.95 (0.69, 1.29)
P for trend		0.84
<b>Water</b>		
0 (0)	160/504	1.00
11.5 (2.6–17.2)	56/132	1.31 (0.91, 1.89)
45.4 (17.3–83.0)	109/318	1.11 (0.83, 1.49)
181.2 (83.1–1836.0)	111/315	1.12 (0.84, 1.50)
P for trend		0.45
<b>Japanese and Chinese tea<sup>f</sup></b>		
47.8 (0–86.2)	100/326	1.00
141.6 (86.3–201.1)	96/330	0.92 (0.66, 1.27)
248.1 (201.2–313.3)	105/322	1.09 (0.79, 1.50)
432.9 (313.4–1471.1)	135/291	1.54 (1.12, 2.11)
P for trend		0.004
<b>Black tea<sup>g</sup></b>		
0 (0)	115/379	1.00
12.3 (5.4–18.9)	83/275	0.98 (0.71, 1.36)
31.2 (19.0–49.2)	120/307	1.37 (1.01, 1.85)
78.2 (49.3–871.7)	112/314	1.17 (0.86, 1.61)
P for trend		0.11

Table 2 Continued

	n with/without constipation	Adjusted OR <sup>a</sup> (95% CI)
<b>Coffee</b>		
0 (0)	240/748	1.00
13.1 (4.7–27.3)	66/225	0.74 (0.58, 0.96)
66.0 (27.4–604.7)	130/296	0.66 (0.47, 0.94)
P for trend		0.045
<b>Other nonalcoholic beverages</b>		
0 (0–4.3)	108/318	1.00
14.3 (4.4–25.3)	118/308	1.11 (0.81, 1.51)
38.6 (25.4–55.9)	102/325	0.92 (0.67, 1.27)
92.7 (56.0–698.0)	108/318	1.03 (0.75, 1.41)
P for trend		0.83
<b>Total dietary fiber intake (g/1000 kcal)</b>		
4.6 (2.6–5.1)	97/326	1.00
5.7 (5.2–6.1)	110/321	1.14 (0.83, 1.57)
6.6 (6.2–7.2)	109/317	1.17 (0.85, 1.62)
8.1 (7.3–14.3)	120/305	1.36 (0.98, 1.87)
P for trend		0.07
<b>Soluble dietary fiber intake (g/1000 kcal)</b>		
1.1 (0.5–1.2)	94/332	1.00
1.5 (1.3–1.5)	110/316	1.22 (0.89, 1.68)
1.7 (1.6–1.8)	102/325	1.10 (0.79, 1.52)
2.1 (1.9–4.5)	130/296	1.60 (1.16, 2.21)
P for trend		0.01
<b>Insoluble dietary fiber intake (g/1000 kcal)</b>		
3.4 (1.8–3.7)	101/325	1.00
4.1 (3.8–4.3)	112/314	1.12 (0.82, 1.53)
4.8 (4.4–5.2)	105/322	1.05 (0.76, 1.45)
5.9 (5.3–10.9)	118/308	1.27 (0.92, 1.75)
P for trend		0.21

<sup>a</sup>OR adjusted for residential block, size of residential area, physical activity, smoking status, alcohol drinking habits, and body mass index. For intakes of dietary fiber and food groups, further adjusted for energy intake.

<sup>b</sup>Median (range).

<sup>c</sup>Including sugar and sweeteners.

<sup>d</sup>Including nuts.

<sup>e</sup>Including mushrooms and sea vegetables.

<sup>f</sup>Non- and semifermented tea.

<sup>g</sup>Fermented tea.

prevalence of constipation ( $P$  for trend  $<0.0001$ ). Women in the highest quartile had a multivariate OR of 0.46 (95% CI: 0.32, 0.66) compared with women in the lowest. Other staple foods including bread and noodles were not associated with prevalence of constipation. Because only staple foods were assessed for each meal separately in DHQ, we further assessed the relationships of intakes of rice from each meal with constipation. Increased intakes of rice at breakfast, lunch, and dinner were all associated with a decreased prevalence of constipation (multivariate OR (95% CI) in the highest quartile compared with the lowest: 0.62 (0.44, 0.86) for breakfast ( $P$  for trend = 0.002); 0.65 (0.46, 0.91) for lunch ( $P$  for trend = 0.001); 0.55 (0.39, 0.78) for dinner ( $P$  for trend = 0.001)).

The prevalence of constipation increased with increasing intake of confectioneries ( $P$  for trend  $<0.001$ ). In comparison

Table 3 Adjusted odds ratios (ORs) and 95% confidence intervals (CIs) for self-reported constipation in relation to intakes of selected food groups (further adjusted for intake of total dietary fiber) and total dietary fiber (further adjusted for intake of rice) among 1705 Japanese women aged 18–20 years

	n with/without constipation	Adjusted OR <sup>a</sup> (95% CI)
<b>Food intake (g/1000 kcal)</b>		
<b>Rice<sup>b</sup></b>		
82.7 (0–104.6) <sup>c</sup>	131/295	1.00
123.9 (104.7–144.1)	129/297	0.99 (0.73, 1.33)
163.7 (144.2–185.8)	97/330	0.66 (0.48, 0.91)
220.3 (185.9–440.5)	79/347	0.47 (0.33, 0.68)
P for trend		$<0.0001$
<b>Confectioneries<sup>b</sup></b>		
16.7 (0.6–23.1)	95/331	1.00
29.1 (23.2–35.1)	84/342	0.86 (0.61, 1.21)
41.2 (35.2–48.6)	127/300	1.47 (1.07, 2.03)
59.9 (48.7–157.6)	130/296	1.54 (1.12, 2.13)
P for trend		0.0005
<b>Japanese and Chinese tea<sup>d</sup></b>		
47.8 (0–86.2)	100/326	1.00
141.6 (86.3–201.1)	96/330	0.89 (0.64, 1.23)
248.1 (201.2–313.3)	105/322	1.05 (0.76, 1.45)
432.9 (313.4–1471.1)	135/291	1.49 (1.09, 2.05)
P for trend		0.0067
<b>Coffee</b>		
0 (0)	240/748	1.00
13.1 (4.7–27.3)	66/225	0.75 (0.58, 0.97)
66.0 (27.4–604.7)	130/296	0.67 (0.47, 0.94)
P for trend		0.0563
<b>Total dietary fiber intake (g/1000 kcal)</b>		
4.6 (2.6–5.1)	97/326	1.00
5.7 (5.2–6.1)	110/321	1.03 (0.75, 1.43)
6.6 (6.2–7.2)	109/317	1.01 (0.72, 1.40)
8.1 (7.3–14.3)	120/305	1.16 (0.84, 1.62)
P for trend		0.41

<sup>a</sup>OR adjusted for residential block, size of residential area, physical activity, smoking status, alcohol drinking habits, body mass index, and energy intake. For intakes of food groups, further adjusted for total dietary fiber intake and for total dietary fiber intake, further adjusted for intake of rice (excluding dietary fiber content).

<sup>b</sup>Excluding dietary fiber content.

<sup>c</sup>Median (range).

<sup>d</sup>Non- and semifermented tea.

with women in the lowest quartile, the multivariate OR for women in the highest was 1.56 (95% CI: 1.13, 2.14). There was also a positive association between intake of Japanese and Chinese tea and a prevalence of constipation ( $P$  for trend = 0.004). Women in the highest quartile of the intake had a multivariate OR of 1.54 (95% CI: 1.12, 2.11) compared with those in the lowest. On the other hand, there was an inverse association between coffee intake and a prevalence of constipation ( $P$  for trend = 0.045). Women in the highest category of the intake had a multivariate OR of 0.66 (95% CI: 0.47, 0.94) compared with those in the lowest. No clear associations were observed between constipation and the intake of other food groups examined. As shown in

Table 3, further adjustment for total dietary fiber, as well as soluble and insoluble dietary fiber (data not shown), did not change the results of rice (excluding dietary fiber content) ( $P$  for trend  $<0.0001$ ), confectioneries (excluding dietary fiber content) ( $P$  for trend  $=0.0005$ ), Japanese and Chinese tea ( $P$  for trend  $=0.0067$ ), and coffee ( $P$  for trend  $=0.0563$ ) materially, indicating that these observed associations are independent of dietary fiber intake.

There was a positive association of intake of total and soluble dietary fiber with a prevalence of constipation ( $P$  for trend  $=0.07$  and  $0.01$ , respectively). The association between total dietary fiber and constipation, however, disappeared when further adjusted for rice (excluding dietary fiber content) ( $P$  for trend  $=0.41$ ; Table 3), confectioneries (excluding dietary fiber content) ( $P$  for trend  $=0.16$ ), Japanese and Chinese tea ( $P$  for trend  $=0.09$ ), or coffee ( $P$  for trend  $=0.09$ ). Additionally, although the positive association between soluble dietary fiber and constipation remained when further adjusted for Japanese and Chinese tea ( $P$  for trend  $=0.01$ ) or coffee ( $P$  for trend  $=0.02$ ), the association disappeared when further adjusted for rice (excluding dietary fiber content) ( $P$  for trend  $=0.37$ ) or confectioneries (excluding dietary fiber content) ( $P$  for trend  $=0.08$ ). Thus, the positive association between dietary fiber and constipation seemed to be largely dependent on rice intake.

## Discussion

We found that increased intakes of rice and coffee were associated with a decreased risk of constipation in young Japanese women. We also found that lower intakes of confectioneries and Japanese and Chinese tea were associated with a decreased risk of constipation. While a limited number of studies on this issue conducted in Asian countries used non-validated, relatively simple questionnaires for the assessment of dietary factors (Kunimoto *et al.*, 1998; Wong *et al.*, 1999; Nakaji *et al.*, 2002; Fujiwara, 2003), we used a previously validated DHQ for quantitative assessment of dietary intake.

We found dose-response relationships of increased intake of rice with a decreased risk of constipation. Furthermore, increased intakes of rice from breakfast, lunch, and dinner were all associated with decreased risk of constipation. The protective effect of rice on constipation has also been indicated in two previous studies conducted in Asian communities (Wong *et al.*, 1999; Nakaji *et al.*, 2002) where rice is the main staple food. The reason for the association is not well known. Nakaji *et al.* (2002) hypothesized that the effect of rice is due to dietary fiber in rice because rice is the largest source of dietary fiber in Japanese people (Sasaki *et al.*, 2003b). Conversely, Wong *et al.* (1999) hypothesized that the effect of rice is explained by the increased energy intake because rice is high in energy but low in fiber. In these studies, however, quantitative assessment of dietary intake

was not available because of the use of relatively simple questionnaire. Our data do not support their hypotheses since the association between rice and constipation was independent of both energy and dietary fiber intake. Rice is a staple food in Japan and a major contributor of many vitamins and minerals; some of constituents in rice and/or combinations of these constituents might exert a preventive effect on constipation. Alternatively, rice intake might merely reflect an overall healthier lifestyle that may not have been accurately captured and controlled in our analysis.

Several studies have suggested the association of breakfast-skipping and constipation (Kunimoto *et al.*, 1998; Fujiwara, 2003), but we did not assess this association because of a quite small number of women with the habit of breakfast-skipping ( $n=30$ ). In the present study, however, 65% of the staple food intake at breakfast was derived from rice, while a decreased intake of rice at breakfast was associated with increased risk of constipation. This might suggest breakfast-skipping as a risk factor of constipation.

A positive association between confectionery intake and constipation was observed, although we are not aware of any research reporting this association. We also found an adverse effect of Japanese and Chinese tea, which is in agreement with a study of Singapore (Wong *et al.*, 1999), and a preventive effect of coffee, generally consistent with a study of the US (Dukas *et al.*, 2003). It is unclear why these foods had such effects on constipation. Although our finding regarding these foods may have been due to chance alone given the large number of statistical analyses conducted in the present study and intake of these foods may be a marker of other lifestyle factors that were not addressed, further studies examining the association between constipation and these foods would be some of interest.

Constipation seemed to be associated with intake of energy (Sandler *et al.*, 1990; Towers *et al.*, 1994), fluids (water and pure fruit juices) (Sanjoquin *et al.*, 2004), beverages (sweetened, carbonated, and noncarbonated) (Sandler *et al.*, 1990), tea (Sandler *et al.*, 1990), meats (Sandler *et al.*, 1990; Sanjoquin *et al.*, 2004), eggs (Nakaji *et al.*, 2002), dairy products (Sandler *et al.*, 1990), and fish (Sandler *et al.*, 1990; Sanjoquin *et al.*, 2004) in previous studies. We, however, did not find any association of constipation with these dietary factors in the present study. These discrepancies may be, at least partially, explained by the differences in the characteristics, dietary habits, and lifestyle of the subjects examined, dietary assessment methods used, and definitions of constipation applied among studies.

The effect of dietary fiber on constipation is widely accepted, but only a few studies have found an inverse association between dietary fiber and constipation (Dukas *et al.*, 2003; Sanjoquin *et al.*, 2004), and many other studies have failed to find this association (Everhart *et al.*, 1989; Whitehead *et al.*, 1989; Campbell *et al.*, 1993; Towers *et al.*, 1994). Unexpectedly, there seemed to be a positive association between dietary fiber intake and constipation in the

present study, although the association disappeared after further adjustment for rice intake, suggesting that the association is largely due to an inverse association between rice intake and constipation. The positive association between dietary fiber and constipation may be because subjects suffering from constipation might increase their dietary fiber intake. This is particularly prevalent in the present study because the subjects are dietetic students and therefore may be highly health conscious. However, women with current dietary counseling were excluded from the present analysis. Additionally, not only was intentional dietary change, self-reported in DHQ, not significantly associated with constipation, but also the analyses, further adjusted for intentional dietary changes or after excluding the subjects who reported intentional dietary change within one year, provided identical results (data not shown). Another explanation of the positive association between dietary fiber and constipation is that dietary fiber intake was too low to have a protective effect for constipation for most women. The amount of dietary fiber estimated in the present study (mean: 12.0 g/day), however, was comparable with that observed in women aged 18–29 years in the Japanese National Nutrition Survey in 2001 (12.8 g/day) (Ministry of Health and Welfare, 2003) and 2002 (12.0 g/day) (Ministry of Health and Welfare, 2004), which has been available since 2001.

As a result of this unexpected association between dietary fiber and constipation and the possibility that subjects suffering from constipation might increase their dietary fiber intake and hence change their diet, the findings regarding foods, particularly those significantly associated with constipation in the present study (rice, confectioneries, Japanese and Chinese tea, and coffee), should be interpreted with great caution. We cannot deny that the association between these foods and constipation merely reflects dietary behaviors changed after, not before, suffering from constipation, although the findings on these foods were independent of dietary fiber intake and these foods are generally unlikely to be recognized as those having an influence of constipation. As mentioned above, however, previous studies have shown similar findings on rice (Wong *et al.*, 1999; Nakaji *et al.*, 2002), Japanese and Chinese tea (Wong *et al.*, 1999), and coffee (Dukas *et al.*, 2003). Unfortunately, these are all cross-sectional findings; prospective research on this area is required.

Findings regarding dietary factors also need to be cautiously interpreted in terms of dietary assessment methodology. First, the DHQ measures only the memory and perception of usual diet, although we used a previously-validated questionnaire (Sasaki *et al.*, 1998a,b; 2000b). Second, selective under- and/or overestimation of dietary intake, which may affect the energy-adjusted intake in a biased way, is a serious problem in many populations (Livingstone and Black, 2003) as well as the women examined here (Okubo and Sasaki, 2004). However, a repeated analysis presented in Tables 2 and 3 after excluding

400 subjects with implausible reported energy intake (women with the ratio of reported energy intake to basal metabolic rate, estimated using the FAO/WHO/UNU equation (FAO/WHO/UNU, 1985), of <1.2 or >2.5 (Black *et al.*, 1996)) provided the similar results. We thus believe that the associations in the present study are not spurious associations created by inaccurate dietary data.

Constipation has been associated with smoking status (Dukas *et al.*, 2003), alcohol drinking (Nakaji *et al.*, 2002; Dukas *et al.*, 2003; Sanjoquin *et al.*, 2004), and BMI (Sandler *et al.*, 1990; Dukas *et al.*, 2003; Sanjoquin *et al.*, 2004) in previous studies, but we observed no significant association of constipation with these variables. These null associations may be due to the large proportions of women without habits of smoking (94%) or alcohol drinking (78%) and with a normal BMI (78%). Physical activity has also been associated with constipation in several studies (Everhart *et al.*, 1989; Sandler *et al.*, 1990; Dukas *et al.*, 2003; Sanjoquin *et al.*, 2004); we, however, did not find the association. This may be because of our relatively rough assessment of physical activity because we classified the subjects only into two groups according to the frequency of participating sports club activities without consideration of other kinds of activities.

In the present study, the assessment of constipation was based strictly on self-reporting, although subjects who were considered to be 'constipated' had significantly fewer bowel movements than did other subjects. The proportion of the subjects who were considered 'constipated' in the present study seemed to be relatively high (26%); some of those may not be classified as 'constipated' according to symptom-based criteria such as Rome I and Rome II criteria (Thompson *et al.*, 1999). In fact, the prevalence of self-reported constipation was much higher compared with the prevalence based on Rome I and Rome II criteria in a study of Spain (30 vs 19 and 14%) (Garrigues *et al.*, 2004). Thus, whether the same associations we observed would hold for constipation according to symptom-based criteria is not known, which should be addressed in future studies.

Although the use of medications may be associated with constipation (Wong *et al.*, 1999; Dukas *et al.*, 2003; Talley *et al.*, 2003), this variable was not assessed in the present study. We, however, analyzed only the data of apparently healthy women without any disease at the time of study to minimize the confounding by medication usage. Additionally, our results might not be representative because the subjects were selected female dietetic students.

In conclusion, intake of rice and coffee was inversely and intake of confectioneries and Japanese and Chinese tea was positively associated with self-reported constipation in a group of young Japanese women. As a result of the cross-sectional nature of the present study, which precludes any causal inferences, several limitations, particularly possibility that subjects suffering from constipation might increase their dietary fiber intake and hence change their diet and the use of self-reported constipation, and the lack of biological

explanation for the associations we observed, however, further observational (favorably, prospective) and experimental studies are required to clarify these relationships.

### Acknowledgements

We would like to thank Ms Yukari Takemi, RD, PhD and Ms Ayako Miura, RD for data collection regarding the validation of the question on constipation.

### References

- Black AE, Coward WA, Cole TJ, Prentice AM (1996). Human energy expenditure in affluent societies: an analysis of 574 doubly-labelled water measurements. *Eur J Clin Nutr* 50, 72-92.
- Campbell AJ, Busby WJ, Horwath CC (1993). Factors associated with constipation in a community based sample of people aged 70 years and over. *J Epidemiol Community Health* 47, 23-26.
- Dukas L, Willett WC, Giovannucci EL (2003). Association between physical activity, fiber intake, and other lifestyle variables and constipation in a study of women. *Am J Gastroenterol* 98, 1790-1796.
- Everhart JE, Go VLW, Johannes RS, Fitzsimmons SC, Roth HP, White LR (1989). A longitudinal survey of self-reported bowel habits in the United States. *Dig Dis Sci* 34, 1153-1162.
- FAO/WHO/UNU (1985). *Energy and protein requirements. Report of a Joint FAO/WHO/UNU Expert Consultation, Technical Report Series 724*. World Health Organization: Geneva.
- Fujiwara T (2003). Skipping breakfast is associated with dysmenorrhea in young women in Japan. *Int J Food Sci Nutr* 54, 505-509.
- Garrigues V, Galvez C, Ortiz V, Ponce M, Nos P, Ponce J (2004). Prevalence of constipation: agreement among several criteria and evaluation of the diagnostic accuracy of qualifying symptoms and self-reported definition in a population-based survey in Spain. *Am J Epidemiol* 159, 520-526.
- Higgins PD, Johanson JF (2004). Epidemiology of constipation in North America: a systematic review. *Am J Gastroenterol* 99, 750-759.
- Hirai K, Higuchi H, Sato R, Kitano N, Furusaki K, Takezoe R et al. (2001). Awareness of the health and defecation tendencies among college students by location of domicile. *Jpn J Hyg* 56, 571-576. (in Japanese with English abstract).
- Hirai K, Takezoe R (1997). Health consideration and defecation tendencies of aged 9-91. *J Integrated Study Dietary Habits* 8, 45-51. (in Japanese with English abstract).
- Kunimoto M, Nishi M, Sasaki K (1998). The relation between irregular bowel movement and the lifestyle of working women. *Hepatogastroenterology* 45, 956-960.
- Livingstone MBE, Black AE (2003). Markers of the validity of reported energy intake. *J Nutr* 133 (Suppl), 895S-920S.
- Matsuzawa Y, Inoue S, Ikeda Y, Sakata T, Saito Y, Sato Y et al. (2000). The judgment criteria for new overweight, and the diagnostic standard for obesity. *Obes Res* 6, 18-28. (in Japanese).
- Ministry of Health and Welfare (1994). *The National Nutrition Survey in Japan, 1992*. Ministry of Health and Welfare: Tokyo. (in Japanese).
- Ministry of Health and Welfare (1999). *Recommended Dietary Allowance for Japanese: Dietary Reference Intakes* 6th ed. Ministry of Health and Welfare: Tokyo. (in Japanese).
- Ministry of Health and Welfare (2003). *The National Nutrition Survey in Japan, 2001*. Ministry of Health and Welfare: Tokyo. (in Japanese).
- Ministry of Health and Welfare (2004). *The National Nutrition Survey in Japan, 2002*. Ministry of Health and Welfare: Tokyo. (in Japanese).
- Nakaji S, Tokunaga S, Sakamoto J, Todate M, Shimoyama T, Umeda T et al. (2002). Relationship between lifestyle factors and defecation in a Japanese population. *Eur J Nutr* 41, 244-248.
- Okubo H, Sasaki S (2004). Underreporting of energy intake among Japanese women aged 18-20 years and its association with reported nutrient and food group intakes. *Public Health Nutr* 7, 911-917.
- Sandler RS, Jordan MC, Shelton BJ (1990). Demographic and dietary determinants of constipation in the US population. *Am J Public Health* 80, 185-189.
- Sanjoaquin MA, Appleby PN, Spencer EA, Key TJ (2004). Nutrition and lifestyle in relation to bowel movement frequency: a cross-sectional study of 20630 men and women in EPIC-Oxford. *Public Health Nutr* 7, 77-83.
- Sasaki S, Katagiri A, Tsuji T, Shimoda T, Amano K (2003a). Self-reported rate of eating correlates with body mass index in 18-y-old Japanese women. *Int J Obes Relat Metab Disord* 27, 1405-1410.
- Sasaki S, Matsumura Y, Ishihara J, Tsugane S (2003b). Validity of a self-administered food frequency questionnaire used in the 5-year follow-up survey of the JPHC study cohort I to assess dietary fiber intake: comparison with dietary records. *J Epidemiol* 13 (Suppl), S106-S114.
- Sasaki S, Shimoda T, Katagiri A, Tsuji T, Amano K (2002). Eating frequency of rice vs. bread at breakfast and nutrient and food-group intake among Japanese female college students. *J Community Nutr* 4, 83-89.
- Sasaki S, Tsuji T, Katagiri A, Shimoda T, for the Diets of the Fresh Students in Dietetic Courses Study Group (2000a). Association between the number of food items bought in convenience stores and nutrient and food-group intakes - a survey of first-year female college students taking dietetic courses. *J Jpn Soc Nutr Food Sci* 53, 215-226. (in Japanese with English abstract).
- Sasaki S, Ushio E, Amano K, Morihara M, Todoriki T, Uehara Y et al. (2000b). Serum biomarker-based validation of a self-administered diet history questionnaire for Japanese subjects. *J Nutr Sci Vitaminol* 46, 285-296.
- Sasaki S, Yanagibori R, Amano K (1998a). Self-administered diet history questionnaire developed for health education: a relative validation of the test-version by comparison with 3-day diet record in women. *J Epidemiol* 8, 203-215.
- Sasaki S, Yanagibori R, Amano K (1998b). Validity of a self-administered diet history questionnaire for assessment of sodium and potassium - comparison with single 24-hour urinary excretion. *Jpn Circ J* 62, 431-435.
- Science and Technology Agency (2000). *Standard Tables of Food Composition in Japan* 5th ed. Printing Bureau of the Ministry of Finance: Tokyo. (in Japanese).
- Talley NJ (2004). Definitions, epidemiology, and impact of chronic constipation. *Rev Gastroenterol Disord* 4 (suppl), S3-S10.
- Talley NJ, Jones M, Nuyts G, Dubois D (2003). Risk factors for chronic constipation based on a general practice sample. *Am J Gastroenterol* 98, 1107-1111.
- Thompson WG, Longstreth GF, Drossman DA, Heaton KW, Irvine EJ, Müller-Lissner SA (1999). Functional bowel disorders and functional abdominal pain. *Gut* 45 (Suppl), II43-II47.
- Towers AL, Burgio KL, Locher JL, Merkel IS, Safaiean M, Wald A (1994). Constipation in the elderly: influence of dietary, psychological, and physiological factors. *J Am Geriatr Soc* 42, 701-706.
- Whitehead WE, Drinkwater D, Cheskin IJ, Heller BR, Schuster MM (1989). Constipation in the elderly living at home. Definition, prevalence, and relationship to lifestyle and health status. *J Am Geriatr Soc* 37, 423-429.
- Wong ML, Wee S, Pin CH, Gan GL, Ye HC (1999). Sociodemographic and lifestyle factors associated with constipation in an elderly Asian community. *Am J Gastroenterol* 94, 1283-1291.



## BDHQ(成人版)を正しく使っていただくために(作成中原稿:06/12/26 現在[2段組版])

第12回EBNを考える会(2006/10/25、東京/浅草)配布資料をもとに加筆修正

一部の記述に事実と合わない部分がありますことをあらかじめお許しください。

佐々木敏(ささきさとし) 連絡先:stssasak@nih.go.jp

### もくじ

1. まえがき
2. この小冊子はだれのために書かれているのか
3. BDHQ とは何か
4. BDHQ の歴史
5. DHQ
6. BDHQ の概要
7. 食事アセスメントの基礎知識 1~5.
8. BDHQ(質問票)の構造と栄養価計算方法の概要 1~4.
9. BDHQ の妥当性
10. BDHQ のデータ管理 1~6.
11. BDHQ を用いて調査を行うときの注意事項 1~7.
12. データ入力の方法と注意事項 1~3.
13. 栄養価計算と個人結果出力の方法
14. 個人結果帳票
15. 結果データベースの活用方法 1~7.
16. BDHQ を使うための規則(お願い) 1~6.
17. 必要経費
18. ご注意とお願い
19. あとがき

### 付録

#### Q&A 集

DHQ・BDHQ の開発でお世話になった方のリスト

巻末表(別添え)

BDHQ のサンプル(モノクロ版)(別添え)

#### 1. まえがき

食事(栄養素など)のアセスメント(調査)は、食べ物や栄養素を健康などとの関連を調べる場合、食事の改善を通して健康維持や疾病予防、疾病管理を行ううえで不可欠であると思います。それにもかかわらず、食事アセスメントを行わずに、これらが行われていることが多いようです。これは、食事アセスメントの困難さに加え、食事アセスメントへの理解の低さも原因のひとつとしてあげられるのではないかと思います。

この小冊子は、食事アセスメント法のひとつであるBDHQ(簡易型自記式食事歴法質問票:

brief-type self-administered diet history questionnaire)を用いるときに、正しく活用するために知っておいてほしいことをまとめたものです。また、食事アセスメント全般に関する基礎的な事柄についても、BDHQを使う場合に知っておくべきものに限って、簡単にまとめておくことにしました。

利用の便を図って、その章または節のエッセンスを **\*\*\*\*** にまとめました。

BDHQ に続き、その類似版として、小学生高学年用のBDHQ(BDHQ10y)、中高校生用(BDHQ15y)、3歳児用(BDHQ3y)の開発も行な

っていますが、これらはBDHQに比べるとまだ開発が遅れているため、この小冊子ではこれらには触れません。お許しください。

この小冊子は、食事アセスメント法のひとつであるBDHQ(簡易型自記式食事歴法質問票: brief-type self-administered diet history questionnaire)を用いるときに、正しく活用することができるように知っておくべきことをまとめたものです。

2. この小冊子はだれのために書かれているのか  
この小冊子は、栄養学、特に食事アセスメント(食事調査)に関する基礎知識をもっている人、主として、管理栄養士・栄養士を対象として書かれています。それ以外の読者は、栄養学の基礎知識を別の書物などで補いながら読むことをお勧めします。なお、この小冊子に書かれていることを理解するための理論は、『佐々木敏. わかりやすいEBNと栄養疫学、同文書院、2005年(2500円+税)』に詳しく説明されています。

この小冊子は、栄養学、特に食事アセスメント(食事調査)に関する基礎知識をもっている人を対象に書かれています。

### 3. BDHQとは何か

BDHQは、日本に住む18歳以上の成人を対象として、通常の食品(サプリメント等を除く)から習慣的に摂取している栄養素量を比較的簡便に、個人を単位として調べ、個人ごとの栄養素摂取量、食品摂取量、その他、若干の定性的な食行動指標の情報を得るために設計された質問票です。その結果は、個人結果として結果説明や食事指導などに使えるものとして出力することができます。また、集団に用いた場合には、個人ごとのデータから構成される集団のデータベースが作成され、種々の目的の集計や解析に用いることができます。

しかし、摂取したものを直接に観察する方法ではありません。そのために、その精度(妥当性)を検討し、その結果を参考にして適切に用いることがたいせつです。

BDHQとは、広義には、この質問票で得られる

データの入力、栄養価計算、結果の出力を含む、システム全体のことを指します。

BDHQとは、18歳以上の成人を対象として、通常の食品(サプリメント等を除く)から習慣的に摂取している栄養素量を比較、簡便に個人を単位として調べ、個人ごとの栄養素摂取量、食品摂取量、その他、若干の定性的な食行動指標の情報を得るために設計された質問票です。広義には、この質問票を扱うためのシステム全体のことを指します。

### 4. BDHQの歴史

BDHQは、DHQ(自記式食事歴法質問票: self-administered diet history questionnaire)の簡易版として開発されました。DHQは、栄養素などの摂取状態を定量的に、かつ、詳細に調べるための質問票を中心としたシステムです。1996年に開発が始められ、数多くの基礎研究を経て、現在では数多くの栄養疫学研究、その他の人間栄養学研究などに活用されています。どのような研究に用いられてきたかについては、「5.DHQ」をご覧ください。BDHQを理解するには、DHQについて、ある程度理解することが勧められます。

BDHQはDHQの特徴をある程度保ちつつ、構造を簡略化し、回答やデータ処理を簡便にしたものです。大規模な栄養疫学研究や、栄養が従である(他の要因が主である)研究に用いることを目的として開発されました。

DHQについては、いくつかの妥当性研究が行われ、その長所、短所がある程度、明らかにされていますが、BDHQの妥当性は、のちほど触れますように、その精度(妥当性)に関する検討は原著論文はまだありません。その意味で、BDHQは開発の途中段階にある質問票であるというべきでしょう。

そのため、質問票構造を含め、栄養価計算の方法(プログラム)など、BDHQのシステムは徐々に改良されてゆきます。

また、BDHQは成人にしか用いられないため、現在、小学生高学年用のBDHQ(BDHQ10y)、中高校生用(BDHQ15y)、3歳児用(BDHQ3y)の開発も行なわれています。

BDHQは、DHQ(自記式食事歴法質問票:

self-administered diet history questionnaire)の簡易版として開発されました。BDHQ は開発の途中です。そのため、質問票構造を含め、栄養価計算の方法(プログラム)など、BDHQ のシステムは徐々に改良されてゆきます。

## 5. DHQ

DHQ は、16 ページからなる質問票とその周辺を取り巻くシステムです。DHQ の質問票は回答に40分、またはそれ以上を必要とするもので、日本人用に開発された食事アセスメント用の質問票としては、おそらくもっとも詳細な質問構造をもつものでしょう。DHQ については、すでにいくつかの妥当性研究が行われ、その長所、短所がある程度明らかにされています。また、数多くの栄養疫学研究で用いられ、その精度はほぼ確立したと考えるとよいでしょう。質の高い栄養疫学研究を行うには、BDHQ よりも DHQ のほうが優れている点がたくさんあります。その一方で、BDHQ は DHQ に比べて回答者の負担が少ないという長所があり、これを活かしたさまざまな活用が考えられます。

なお、DHQ は、高齢者への利用の拡大を図ることをひとつの目的として、22 ページからなる拡大版(DHQ-L)が最近、開発されました。

DHQ の妥当性研究として、

1. Sasaki S, Yanagibori R, Amano K. Self-administered diet history questionnaire developed for health education: a relative validation of the test-version by comparison with 3-day diet record in women. *J Epidemiol* 1998; 8: 203-15. (女性を対象として、3日間食事記録で得られる結果との比較を行った妥当性研究)
2. Sasaki S, Yanagibori R, Amano K. Validity of a self-administered diet history questionnaire for assessment of sodium and potassium: Comparison with single 24-hour urinary excretion. *Jpn Circ J* 1998; 62: 431-5. (24時間尿中ナトリウム・カリウム排泄量との比較を行った妥当性研究)
3. Sasaki S, Ushio F, Amano K, Morihara M, Todoriki T, Uehara Y, Toyooka T. Serum biomarker-based validation of a self-administered diet history questionnaire for Japanese subjects. *J Nutr Sci Vitaminol* 2000;

46: 285-96. (血清中の生体指標との比較を行った妥当性研究)

4. Sasaki S, Ishikawa T, Yanagibori R, Amano K. Responsiveness to a self administered diet history questionnaire in a work-site dietary intervention trial for mildly hypercholesterolemic Japanese subjects: correlation between change in dietary habits and serum cholesterol. *J Cardiol* 1999; 33: 327-38. (日本人の軽度高脂血症者を対象とした職域での食事介入において、血清コレステロール値の変化を指標として DHQ の鋭敏性を検討した妥当性研究)
5. Sasaki S, Kim MK. Validation of self-administered dietary assessment questionnaires developed for Japanese subjects: systematic review. *J Community Nutr* 2003; 5: 83-92. (日本人を対象として開発された食事アセスメント用質問票に関する系統的レビュー:DHQ の妥当性研究ではないが、日本人用に開発された各種質問票との比較が述べられている)

があります。

BDHQ は、このように、妥当性研究がすでに行われていた DHQ を基礎にして開発された質問票であることが大きな特徴です。

また、DHQ を用いた研究の成果として、次のようなものがあります。これらを筆頭著者別に分類しますと、医師によるもの22編、管理栄養士によるもの7編、その他によるもの6編となっています。

これら論文の別刷りまたはコピーがご入用の方は佐々木までご連絡ください。

1. Sasaki S, Ishikawa T, Yanagibori R, et al. Change and 1-year maintenance of nutrient and food group intakes at a 12-week worksite dietary intervention trial for men at high-risk of coronary heart disease. *J Nutr Sci Vitaminol* 2000; 46: 15-22.
2. Sasaki S, Yanagibori R. Association between current nutrient intakes and bone mineral density at calcaneus in pre- and postmenopausal Japanese women. *J Nutr Sci Vitaminol* 2001; 47: 289-94.
3. Hanaoka T, Nair J, Takahashi Y, et al. Urinary level of 1,N6-ethenodeoxyadenosine, a marker

- of oxidative stress, is associated with salt excretion and w-6 polyunsaturated fatty acid intake in postmenopausal Japanese women. *Int J Cancer* 2002; 100: 71-5.
4. Sasaki S, Shimoda T, Katagiri A, et al. Eating frequency of rice vs. bread at breakfast and nutrient and food-group intake among Japanese female college students. *J Community Nutr* 2002; 4: 83-9.
  5. Sasaki S, Tsuji T. Influence of co-habitation on a family line resemblance in nutrient and food-group intake among three generations of Japanese women. *J Community Nutr* 2003; 5: 93-104.
  6. Sasaki S, Takahashi Y, Kim MK. Tailored dietary counseling using self-administered diet history questionnaire is effective for health promotion: Japanese Experience. *J Community Nutr* 2003; 5: 112-9.
  7. Takahashi Y, Sasaki S, Takahashi M, et al. A population-based dietary intervention trial in a high-risk area for stomach cancer and stroke: changes in intakes and related biomarkers. *Prev Med* 2003; 37: 432-41.
  8. Sasaki S, Katagiri A, Tsuji T, et al. Self-reported rate of eating correlates with body mass index in 18-y-old Japanese women. *Int J Obes Relat Metab Disord* 2003; 27: 1405-10.
  9. Horiguchi H, Oguma E, Sasaki S, et al. Comprehensive study of the effects of age, iron deficiency, diabetes mellitus, and cadmium burden on dietary cadmium absorption in cadmium-exposed female Japanese farmers. *Toxicol Appl Pharmacol* 2004; 96: 114-23.
  10. Horiguchi H, Oguma E, Sasaki S, et al. Dietary exposure to cadmium at close to the current provisional tolerable weekly intake does not affect renal function among female Japanese farmers. *Environ Res* 2004; 95: 20-31.
  11. Okubo H, Sasaki S. Underreporting of energy intake among Japanese women age 18-20 years and its association with reported nutrient and food group intakes. *Public Health Nutr* 2004; 7: 911-7.
  12. Horiguchi H, Oguma E, Sasaki S, et al. Environmental exposure to cadmium at a level insufficient to induce renal tubular dysfunction does not affect bone density among female Japanese farmers. *Environ Res.* 2005; 97: 83-92.
  13. Miyake Y, Sasaki S, Yokoyama T, et al. Vegetable, fruit, and cereal intake and risk of idiopathic pulmonary fibrosis in Japan. *Ann Nutr Metab* 2004; 48: 390-7.
  14. Miyake Y, Sasaki S, Ohya Y, et al. Soy, isoflavones, and prevalence of allergic rhinitis in Japanese women: The Osaka Maternal and Child Health Study. *J Allergy Clin Immunol* 2005; 115: 1176-83.
  15. Murakami K, Okubo H, Sasaki S. Dietary intake in relation to self-reported constipation among Japanese women aged 18-20 years. *Eur J Clin Nutr* 2006; 60: 650-7.
  16. Okubo H, Sasaki S. Histidine intake may negatively correlate with energy intake in human: a cross-sectional study in Japanese female students aged 18 years. *J Nutr Sci Vitaminol* 2005; 51: 329-34.
  17. Murakami K, Okubo H, Sasaki S. No relation between intakes of calcium and dairy products and body mass index in Japanese women aged 18 to 20 y. *Nutrition* 2006; 22: 490-5.
  18. Hanaoka T, Takahashi Y, Kobayashi M, et al. Residuals of beta-hexachlorocyclohexane, dichlorodiphenyltrichloroethane, and hexachlorobenzene in serum, and relations with consumption of dietary components in rural residents in Japan. *Sci Total Environ.* 2002; 286: 119-27.
  19. Takahashi Y, Sasaki S, Okubo S, et al. Blood pressure change in a free-living population-based dietary modification study in Japan. *J Hypertens* 2006; 24: 451-8.
  20. Murakami K, Sasaki S, Takahashi Y, et al. Dietary glycemic index and load in relation to metabolic risk factors in Japanese female farmers with traditional dietary habits. *Am J*

- Clin Nutr 2006; 83: 1161-9.
21. Okubo H, Sasaki S, Horiguchi H, et al. Dietary patterns associated with bone mineral density in premenopausal Japanese farmwomen. *Am J Clin Nutr* 2006; 83: 1185-92.
  22. Takahashi Y, Sasaki S, Okubo S, Hayashi M, Tsugane S. Maintenance of a low-sodium, high-carotene and -vitamin C diet after a one-year dietary intervention: the Hiraka Dietary Intervention Follow-up Study. *Prev Med* 2006; 43: 14-9.
  23. Miyake Y, Sasaki S, Yokoyama T, et al. Dietary fat and meat intake and idiopathic pulmonary fibrosis: a case-control study in Japan. *Int J Tuberc Lung Dis* 2006; 10: 333-9.
  24. Otsuka R, Tamakoshi K, Yatsuya H, et al. Eating fast leads to obesity: findings based on self-administered questionnaires among middle-aged Japanese men and women. *J Epidemiol* 2006; 16: 117-24.
  25. Tuekpe MKN, Todoriki H, Sasaki S, et al. Potassium excretion in healthy Japanese women was increased by a dietary intervention utilizing home-delivery of Okinawa vegetables. *Hypertens Res* 2006; 29: 389-96.
  26. Murakami K, Sasaki S, Okubo H, et al. Food intake and functional constipation: a cross-sectional study of 3835 Japanese women aged 18-20 years. *J Nutr Sci Vitaminol* (in press).
  27. Miyake Y, Sasaki S, Tanaka K, et al. Fish and fat intake and prevalence of allergic rhinitis in Japanese females: the Osaka Maternal and Child Health Study. *J Am College Nutr* (in press).
  28. Miyamoto S, Miyake Y, Sasaki S, et al. Fat and fish intake and asthma in Japanese women: baseline data from the Osaka Maternal and Child Health Study. *Int J Tuberculosis Lung Dis* (in press).
  29. Miyake Y, Sasaki S, Tanaka K, et al. Dietary folate and vitamins B<sub>12</sub>, B<sub>6</sub>, and B<sub>2</sub> intake and the risk of postpartum depression in Japan: The Osaka Maternal and Child Health Study. *J Affect Disord* 2006; 96: 133-8.
  30. Murakami K, Sasaki S, Okubo H, et al. Association between dietary fiber, water, and magnesium intake and functional constipation among young Japanese women. *Eur J Clin Nutr* (in press).
  31. Miyake Y, Sasaki S, Tanaka K, et al. Risk of postpartum depression in relation to dietary fish and fat intake in Japan: The Osaka Maternal and Child Health Study. *Psychologic Med* (in press).
  32. Murakami K, Sasaki S, Okubo H, et al. Dietary fiber intake, dietary glycemic index and load, and body mass index: a cross-sectional study of 3931 Japanese women aged 18-20 years. *Eur J Clin Nutr* (in press).
  33. Murakami K, Sasaki S, Okubo H, et al. Monetary costs of dietary energy reported by young Japanese women: association with food and nutrient intake and body mass index. (in press).
  34. Tanaka K, Miyake Y, Sasaki S, et al. Magnesium intake is inversely associated with the prevalence of tooth loss in Japanese pregnant women: the Osaka Maternal and Child Health Study. (in press).
  35. 佐々木敏, 柳堀朗子. 自記式食事歴法質問票を用いた簡単な個別栄養指導が栄養素摂取量の改善に及ぼす効果--地域における軽症高コレステロール血症者を対象とした健康教室の例--. *栄養学雑誌* 1998; 56: 327-37.
  36. 高松道生, 柳沢素子, 町田輝子, 他. グルコマンナンのコレステロール低下作用に関する研究. *日農医誌* 1999; 48: 595-602.
  37. 佐々木敏, 辻とみ子. 家族との同居の有無が女性3世代間での栄養素・食品群摂取量の類似性に及ぼす影響. *栄養学雑誌* 2000; 58: 195-206.
  38. 佐々木敏, 辻とみ子, 片桐あかね, 他. コンビニエンスストアでの購入食品数と栄養素・食品群摂取量の関連 --大学等栄養関連学科女子新入生における検討-- *日本栄養・食糧学会誌* 2000; 53: 215-26.
  39. 太田博明, 宮原優子, 吉形玲実, 他. 若年女性における各種栄養摂取量・身体活動量・リスクファクタ

一と骨密度に関する研究. Osteoporosis Japan 2004; 12: 557-62.

40. 山田正子, 渡邊智子, 石井國男, 他. 血液透析患者における低グルテリン米の有用性に関する介入試験. 日本病態栄養学会誌 2006; 9: 165-71.

## 6. BDHQ の概要

BDHQ は、質問票、入力用機械(OCR[*optical card reader*: 光学式カード読み取り機器]、入力用ソフトを含む)、栄養価計算ならびに個人結果出力用プログラム、から構成される一連のシステムです。BDHQ の質問票は、大量の人数に対して、誤りなく処理できるように、OCR用の質問票になっています。回答された質問票は、OCRを用いてデータを読み取り、データファイル(粗データファイル)を作成します。入力されたデータは、専用の栄養価計算プログラムを用いて栄養価計算を行い、個人結果帳票(サマリー=1枚[片面印刷]、栄養素ごと[肥満度を含む]=10種類[栄養素ごとに両面印刷で1枚])が出力できます。同時に、エネルギー、水、以外に、99種類の栄養素(執筆時の種類数)、58種類の食品(執筆時の種類数)についての摂取量(1日あたり)がEXCELファイルとしてデータベース化されます。栄養素ごとの結果はすべて出力すると枚数が多いため、個々人に対応して特に必要度の高いものに限って印刷することも可能です。

出力結果は、①個人結果帳票(紙媒体:プリントアウト)、②結果データベースファイル(EXCELファイル)の2種類です。

個人結果帳票については、「14.個人結果帳票」をお読みください。

BDHQ は、質問票、入力用機械(入力用ソフトを含む)、栄養価計算ならびに個人結果出力用プログラム、から構成されるシステムです。出力結果は、①個人結果票、②結果データベースファイル(EXCELファイル)の2種類です。

## 7. 食事アセスメントの基礎知識

この章はBDHQには直接の関係はありません。しかし、BDHQを正しく使っていただくためには、食事アセスメント(食事調査)に関する基礎知識が

不可欠のため、ここに簡単にまとめておくことにします。

### 7-1. 食事アセスメントの種類

食事アセスメント(食事調査)には、目的に応じて、さまざまな方法があります。食事記録法、食事思い出し法、食事歴法、食物摂取頻度法、生体指標、陰膳法に大きく分けることができます。いままでもっともよく用いられてきた方法は食事記録法でした。この中で食事を秤で計るものを特に、秤量式食事記録法と呼びます。秤量式食事記録法がもっとも正確な方法と考えられています。食物摂取頻度法は、一般的には、簡易法として位置づけられ、用いられることが多いようです。しかし、食事記録法と食物摂取頻度法にはそれぞれ特徴があり、それぞれ長所と短所があります。

食事アセスメント(食事調査)には、目的に応じて、さまざまな方法があります。それぞれ、長所と短所があります。

### 7-2. 食事記録法と食物摂取頻度法の長所・短所

食事記録法のもっとも大きな長所は、実際に食べた内容そのものの情報が得られる点です。反面、対象者の大きな労力と協力を必要とします。また、対象者から得られるデータは、ふつう、完全でないために、再調査や、訓練を受けた栄養士など担当者による推定を行わねばなりません。この作業には大きな労力とかなりの時間がかかります。また、その作業には特殊かつ高度な技術が必要です。そのために、食事記録法は、経済的、時間的に負担の大きな調査法です。さらに、担当する栄養士によって結果が大きく左右されるため、標準化が難しいという短所もあります。対象者の労力の多さのために、ふつうは、1日間から3日間程度の記録を行うのが精一杯で、それ以上の期間にわたって調査を行うのは困難です。日によって摂取量が大きく異なる食品や栄養素は、この問題のために、個人の習慣的な摂取量を食事記録法から得られるデータから推定するのは困難と考えられています。

食物摂取頻度法は、文字通り、食物の摂取頻度を尋ねる質問から構成される質問票のことをい

います。長期間にわたる摂取傾向を知ることができるため、習慣的な摂取状況を知りたい場合には魅力的な調査です。しかし、長期間にわたる漠然とした記憶に頼るために、その精度は必ずしも高いとはいえません。それどころか、信頼度は低いと考えるほうが無難でしょう。そして、リストアップした食品についてしか情報は得られません。そして、献立ではなく、食品(調理前の食材)を単位とした質問から構成された食物摂取頻度質問票では、調理、調味に関する定量的な情報を得にくい、調味料摂取量や調味料に由来する栄養素摂取量を把握することは困難です。この問題を解決しようとしたのが食事歴法です。食事歴法では個人の調理や調味の習慣を定性的、定量的に尋ね、それと、食物摂取頻度から得られた食品摂取量とを組み合わせ、調理、調味に由来する栄養素の摂取量を推定する方法を用いています。しかし、摂取した内容に関する情報を直接に得る方法ではないため、その信頼度(妥当性)をいかに測定し、妥当性に基づいて利用方法を考えなければなりません。その一方、構造化された質問票を用いるため、食事記録法に比べると対象者の負担は少なく、同時に、入力作業や粗データ不備の問題も食事記録に比べると少なく、入力に要する時間、労力が少ないという長所も持っています。これは、大人数を対象とする疫学調査や保健現場では魅力的です。

食事記録法のもっとも大きな長所は、実際に食べた内容そのものの情報が得られる点です。反面、対象者の大きな労力と協力を必要とします。食物摂取頻度法は、習慣的な摂取状況を調べられますが、漠然とした記憶に頼るために、その精度は必ずしも高いとはいえません。

### 7-3. 過小評価

食事記録法でも食物摂取頻度法でも、対象者本人の申告に基づいています。このような調査の場合、実際に食べた量よりも過小に評価する(小さく見積もる、申告する)傾向があることが知られています。そして、これは、肥満傾向と比例関係にあることが知られています。同時に、肥満傾向があまりない日本人でも起こっていることが報告されています。また、高齢者に比べると若年者で過

小評価の問題が大きいことが報告されています。しかし、実際には摂取した食品や栄養素量を客観的に調べるのが難しいことから、エネルギー必要量の推定値を比較基準とした研究がその中心をしめています。

この問題は、深刻で、実際には、わが国の代表的な食事調査である国民栄養調査(現:国民健康・栄養調査)の性・年齢階級別のエネルギー摂取量平均値と推定エネルギー必要量(身体活動レベル=ふつう[2])を比較すると、18~49歳の成人では、男性で400kcal程度、女性でも200kcal程度も推定必要エネルギーが平均摂取エネルギーを上回っていることがわかります(下の図)。推定エネルギー必要量は非常に正確な方法を用いて測定された値であるため、その値のちがいの主な原因は、食事調査の過小評価であろうと推察されます。これは、他の調査でも生じる問題であるため、適切な対処、または、解釈が必要になります。

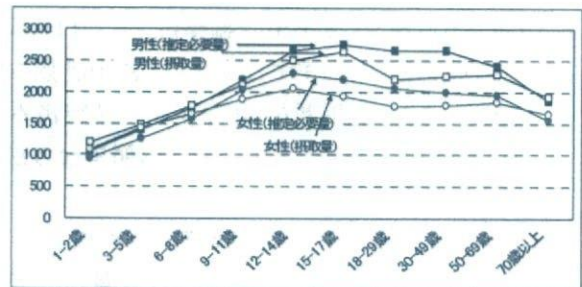


図 食事摂取基準(2005年版)の推定エネルギー必要量[kcal/日](身体活動レベル=ふつう)と国民栄養調査(2001年)の平均エネルギー摂取量[kcal/日]との比較

佐々木敏. わかりやすいEBNと栄養疫学. 同文書院, 2005年, p.129 より改変引用。

では、過小評価の問題にどのように対処すればよいのでしょうか。

たとえば、10年間で52kgの体重が72kgになった男性がいたとします。この人が過剰に摂取したエネルギーは1日当たりになると、わずか38kcal(7kcal食べると1gの脂肪になると仮定した場合)です。これはさきほどの国民栄養調査の平均値と推定エネルギー必要量のずれ(およそ400kcal)に比べるとはるかに小さな値です。この比較によって、食事調査から得られるエネルギー

摂取量で体重が増えるかどうかを判断することはきわめて困難、というか、ほとんど不可能であることがわかります。

そのため、日本人の食事摂取基準(2005年版)では、「食事調査から得られるエネルギー摂取量を中心的な評価指標にすることは勧められない」としています。そうではなく、肥満度(BMI)で判断することを勧めています。また、食事指導や運動指導を施した場合の効果判定には、体重の変化で評価することを勧めています。これはことばを変えれば、体重がある一定期間、大きく上下しない場合には、その人は「その人の推定エネルギー必要量を摂取しているのだ」と考えてよいことを示しています。

すると、エネルギー摂取量だけでなく、栄養素摂取量も過小に申告されている可能性が高くなります。これでは、食事調査をして栄養素摂取量を調べても、その使い道は限られてしまいます。そこで、過小評価の影響をなんとかして取り除きたくなります。この方法をエネルギー調整と呼ぶことがあります(注意:エネルギー調整は、本当はもっと広い意味をもっています)。そして、過小評価の影響を取り除いた摂取量を「エネルギー調整済み摂取量」と呼ぶことがあります。もっとも簡単な方法として、次の式があります。

[栄養素 X のエネルギー調整済み摂取量] = [栄養素 X の食事調査で得られた摂取量] × ([推定エネルギー必要量] / [食事調査で得られたエネルギー摂取量])

BDHQでも、個人の栄養素摂取状態を評価する場合には、この式を使って、エネルギー調整済み摂取量を計算して、使っています。

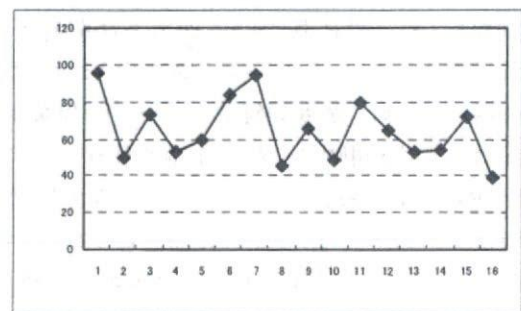
ただし、この式には2つの仮定が必要です。ひとつめは推定エネルギー必要量のエネルギーを摂取していること、ふたつめは過小評価の程度が栄養素のあいだで同じだということです。ひとつめの仮定の正当性はすでに触れましたが、ふたつめの仮定が正しいかどうかは、まだあまりわかっていません。しかし、この仮定を設けない限り、過小評価の問題を解決して栄養素摂取量を推定する簡便な方法が存在しないため、しかたがないことだと思います。

食事記録法でも食物摂取頻度法でも、実際に食

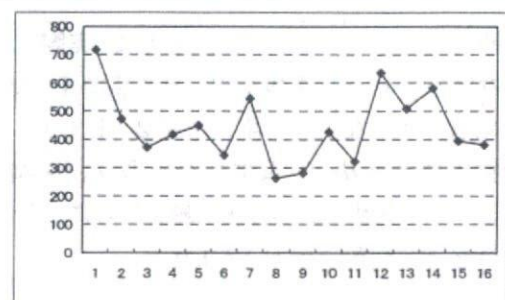
べた量よりも過小に評価する傾向があることが知られています。

#### 7-4. 日間変動

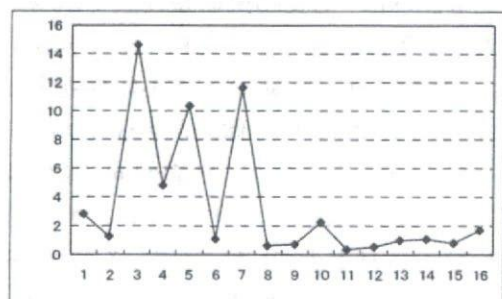
摂取するものが日によって変わる現象を日間変動と呼びます。このために、ある1日の摂取量をいくらでないに調べても、その値をもってその人の習慣的な摂取量とすることはなかなかできません。たとえば、下の図は、ある健康な成人男性の食事について秤量式食事記録法を用いて16日間にわたって調べた結果です。摂取量が日によって大きく異なっているようすがわかります。たんぱく質では50gくらい、カルシウムでは300mgくらいの幅で揺れています。また、ビタミンDを見ると、どの日の食べ方をとっても、とても多いか、とても少ないかになっていて、習慣的なビタミンDの摂取量を調べることの難しさがわかります。



たんぱく質(g/日)



カルシウム(mg/日)





ビタミンD( $\mu\text{g}/\text{日}$ )

図 ある人の栄養素摂取量の日間変動(16日間の秤量式食事記録調査結果より)

佐々木敏. わかりやすいEBNと栄養疫学. 同文書院, 2005年, p.112 より改変引用。

特に注意したいのは、たんぱく質や総脂質など、昔から大切だと考えられてきた栄養素よりも、カルシウム、ビタミンDなど、生活習慣病に関連していることが明らかにされ、最近になって注目されてきた栄養素のほうで日間変動が大きい傾向にあることです。

こうなると、ある日の摂取量をいねいに調べるよりも、少く大雑把になってもしかたがないから、長期間の習慣的な摂取量を調べるほうがよいだろうという発想が生まれます。では、どのくらいの期間の摂取量を調べ、その平均値をとればよいのかとなります。ところが、上の図で見たとおり、日間変動は栄養素によって異なるために、必要日数は栄養素によって異なります。日間変動の大きいビタミンDなどはとても長い期間を必要とするであろうことは容易に想像できます。また、必要な日数は、どれくらいの精度で摂取量を知りたいかにも依存します。そのため、必要日数を正確に知るためには、たくさんを前提を設けなくてはなりません。そのように厳密なことはいわず、大雑把に言えば、日間変動の小さい栄養素で1週間から2週間、中間の栄養素で1か月間程度、日間変動が大きい栄養素で2か月間かそれ以上、くらいではないかと思われまます。これをさらに大雑把にまとめてしまえば、およそ1か月間の摂取状態を把握するように心がければ、ほぼその人の習慣的な摂取の特徴を知ることができる、と考えてよさそうです。

一方、いくら大雑把といっても、人間の記憶には限界があります。

そこで、BDHQでは、(他のいくつかの類似の質問票と同じように)、日間変動と人間の記憶能力を考慮して、過去1か月間の食習慣を尋ねる方法を採用しています。

日間変動のために、ある1日の摂取量をいくらいねいに調べても、その値をもってその人の習慣的な摂取量とすることはなかなかできません。

## 7-5. 質問票における系統誤差の発生要因

質問票を用いる調査(アセスメント)では、過小評価以外にも系統的な誤差が発生します。特に、食物摂取頻度法を用いた調査票では、標準的な1回摂取量の見積りのずれ、頻度(カテゴリー)に与える頻度(数値)のずれ、ひとつの食品の栄養価計算に用いる食品コードの選択の誤り(ずれ)などがその原因です。BDHQ(成人版)を含む、ほとんどの食習慣を尋ねる質問票がこの問題をかかえています。この系統誤差は、その原因によって、過小にある場合もあり、過大になる場合もあります。

この問題は、ひとつの質問票を異なる特性をもった集団に用いると、さらに大きな問題となることがあります。男性と女性は、数多くの食品において、その1回摂取量が異なりますが、同じ1回摂取量を用いて摂取量を見積もったら、女性に比べて男性が相対的な過小評価(逆にいえば、男性に比べて女性が相対的な過大評価)になるでしょう。このような問題は、年齢のちがいで生じることが容易に予想されます。しかし、この問題を回避、解決するための基礎研究は、世界的にもまだじゅうぶんでなく、わが国においてはほとんど非常に乏しいのが現状です。

BDHQを用いるときにも、この種の系統誤差をじゅうぶんに理解し、そのために生じる利用限界を理解した上で正しく用いることが望まれます。

## 8. BDHQ(質問票)の構造と栄養価計算方法の概要

## 8-1. 全体構造の概要

BDHQは、食事歴法(食物摂取頻度法を含む)に属する質問票で、正確には、自記式(回答者自身が回答を書き込む)の食事歴法の質問票です。個人特性などに関する12の質問(氏名[質問数としては2つ]や生年月日[質問数としては4つ]、性、身長、体重、記入年月日[質問数としては3つ]など)、摂取頻度・量に関する68の質問、食行動に関連する8つの質問、その他の4つの質問の合計102の質問から構成されています。詳しくは、BDHQ質問票のサンプルと、粗データ(質問票から直接に得られるデータ)のデータベース(巻末

表1)をご覧ください。

BDHQ の食品は、いままでに行われた食事調査で頻度高く摂取されていた食品、DHQ を用いた調査で、頻度高く摂取されていた食品を参考にして決められています。類似の栄養素構成をもち、食べ方も似ている食品はひとつの質問にまとめられています。類似の食品でも、栄養素含有量が大きく異なるものは別々に尋ねるようになっています。低脂肪牛乳と普通脂肪牛乳、魚の分類、野菜の分類などが典型例です。特に、生活習慣病に関連することが知られている栄養素の摂取量を知るうえで欠かせない食品に注目して、食品の選択が行われています。そのため、他の類似の食習慣に関する質問票に比べると、野菜・果物、魚介類などの質問数が比較的多い、調理や調味に関する質問が定性的というよりも半定量的な尋ね方になっているなどの特徴があります。

摂取量を算出する栄養素は、五訂食品標準成分表に記載されている栄養素を基本として、その他に、生活習慣病(特に、循環器疾患、骨折、がん)との関連が示唆されている栄養素や微量物質についても考慮しました。

ごはん(めし)とみそ汁の2種類は、1日に食べる量(杯数)を尋ねる方法を用いています。これは、この2種類の食品は他の食品に比べて摂取頻度、摂取量ともに高く、各栄養素摂取量への寄与も大きいので、週あたりや月あたりの摂取頻度とせず、1日に摂取する杯数を尋ねるようにしたわけです。

## 8-2. BDHQ 質問票の質問項目の意味と目的

詳しくは後ほど、個々に説明しますが、ここで、BDHQ 質問票の質問項目の意味と目的について、簡単に整理しておきます。質問ごとにそれぞれの意味と目的があります。それを理解することで、調査のときに、どのようなことに注意して質問に答えていただければよいのか、欠損はどの程度許され、また、結果に影響を及ぼすかなどについて理解することができます。

BDHQ 質問票の質問項目は、BDHQ 粗データシートについての表、巻末表1に一覧があります。この表にある質問項目に与えられた変数名を用いて、説明をします。

## BDHQ 質問票の質問項目の意味と目的(概略)

質問項目	意味と目的
furikana_2, shimei_2	個人結果帳票返却のときに役に立つことが多いため(ID番号で呼ぶのは人間味が乏しい…など)。必ずしも必要ではない。
ID	ID番号。必須。調査者が記入するもの。
memo1_2, …, memo5_2	補助ID欄。そのほかの情報を入力する欄。必要に応じて調査者が用いる。
sex_2	性別。栄養価計算にも用いるため、必須。
birth_g_1, …, data_d_2	生年月日、調査年月日。栄養価計算にも用いるため、必須。
b_h_2, b_w_2	身長と体重。栄養価計算には不要。個人結果帳票作成に必須。
milk_1_2, …, sake_6_2	食品摂取頻度など。必須。
fish_d1_2, …, meat_d5_2	食品摂取頻度などの質問と組み合わせ、調理中に使う調味料使用量を推定するために用いる。必須。
aj_1_2, …, aj_5_2	肉の食品コードを決めるため、調味料使用量を推定するためなどに用いる。必須。
ryo_1_2, ryo_2_1	主食と主菜・副菜のポーションサイズを推定するために用いる。必須。
speed_2	栄養価計算には用いない。摂取速度と食習慣・肥満度の関連が強いため、結果の解釈や説明に有用。必須ではない。
kisetu_1_2, …, kisetu_3_2	栄養素摂取量に無視できない程度に、摂取量の季節差が大きい果物。通常の調査目的(1ヶ月間の食習慣を推定する)には不要。必須ではない。
suppl_2, …, answer_2	栄養価計算には用いていない。結果の解釈や説明のための補助情報として収集している。必須ではない。

## 8-3. 栄養価計算方法の概要

BDHQ が用いている食品摂取量・栄養素摂取量の計算プログラムにはたくさんの仮定が含まれています。その多くの科学的根拠は希薄です。そのため、基礎研究を継続して行い、計算プログラ

ムを改定していく必要があります。

現時点ではおおよそ次のような方法で食品摂取量の推定と栄養価計算(エネルギー・栄養素摂取量の推定)を行なっています。

### 8-3-1.食物摂取頻度法を用いた部分(食材)

BDHQ で食品の摂取頻度を尋ねている部分は、「固定量式の食物摂取頻度法」を用いています。つまり、1回に食べるおおよその量は尋ねず、一律の値を計算に用いる方法を用いています。これは、質問数を減らすためです。そこで、1回に食べる標準的な量(重量)をさまざまな資料(料理書やいろいろな調査の結果)から選び、使っています。

BDHQ の母体となったDHQの標準1回摂取量が成人女性向けに決められたこと、料理書の多くが成人女性の標準的な1回摂取量を基準としているように思われた(しっかりした根拠は得られていませんが)と考えられたため、女性を対象として標準的な1回摂取量を定めました(巻末表8)。

ところで、食物摂取頻度質問票を用いた時に、実際の摂取頻度と回答される摂取頻度にある一定のずれが生じることが報告されています(参考文献:Ogawa et al. Public Health Nutr 2003; 6: 147-57)。このずれを比として表し、これも考慮するための係数を作りました(巻末表8)。変数P×Qとして、女性の標準1回摂取量としました。男性の場合には、いくつかの食事記録調査で報告された摂取量の男女比を参考にして、男性用の標準1回摂取量を求めるための係数を作りました(巻末表8)。男性の標準1回摂取量は、P×Q×Rとして計算しました。

さらに、「外食の定食1人前と、自分が普段食べている量を比べると(おかずの量は)? ①家のほうがかなり多い、②家のほうが少し多い、③ほぼ同じくらい、④外食のほうが少し多い、⑤外食のほうがかなり多い、にそれぞれ、係数1.2、1.1、1.0、0.9、0.8を与え、食品摂取量にこの係数を乗じ(かけ)て、最終的な摂取量としました。このようにして作られた標準1回摂取量に、対象者から得られた食品ごとの摂取頻度を乗じ(かけ)て、1日あたりの摂取量を計算しました。頻度のカテゴリーそれぞれに与えた摂取頻度は巻末表8をご覧ください。

それぞれの食品には、該当する五訂食品標準成分表の食品コードを選び、その成分値を用いて、

栄養価計算を行うようになっていきます。しかし、BDHQの質問の多くが、ひとつの質問に複数の食品が入っています。そのため、五訂食品標準成分表の複数の食品がBDHQのひとつの質問に該当します。このような場合には、五訂食品標準成分表の複数の食品を選び、食品間の摂取量の比がおおまかにでもわかっている場合には、その比を用いて重み付けをした成分値を用いることにしました。摂取量の比が知られていない場合には、暫定的な処置として、同量を摂取しているものと考えました。栄養価計算に用いている食品コードとその重み付け(仮定の摂取量の比)については、巻末表9をご覧ください。

ただし、豚肉と牛肉は脂身部分の摂取習慣、鶏肉は皮部分の摂取習慣によって、栄養価計算に用いるべき食品コードが明らかに異なります。そこで、豚肉と牛肉は「お肉(牛肉や豚肉)の脂身は? ①好んで食べていた、②やや好んで食べていた、③好きでも嫌いでもない、④あまり食べなかった、⑤ほとんど食べなかった」という質問の回答によって、用いる食品コードの重み付けを変えました。しかし、利用可能なじゅうぶんな根拠が得られなかったため暫定的に下の表のようにしています。鶏肉については、皮部分の食べ方に関する質問がありません。そこで、上記のお肉の脂身に関する質問の回答を流用することにしました。

表 牛肉・豚肉と、鶏肉の食品コード選択の方法  
【質問】お肉(牛肉や豚肉)の脂身は?

回答	牛肉・豚肉で用いる食品成分
好んで食べていた	$((([11074]*1.2+[11021]*1.2+[11054]*0.8+[11032]*0.8)+([11129]*1.2+[11115]*1.2+[11121]*0.8+[11117]*0.8))/2$
やや好んで食べていた	$((([11074]*1.1+[11021]*1.1+[11054]*0.9+[11032]*0.9)+([11129]*1.1+[11115]*1.1+[11121]*0.9+[11117]*0.9))/2$
好きでも嫌いでもない	$((([11074]*1.0+[11021]*1.0+[11054]*1.0+[11032]*1.0)+([11129]*1.0+[11115]*1.0+[11121]*1.0+[11117]*1.0))/2$
あまり食べなかった	$((([11074]*0.9+[11021]*0.9+[11054]*1.1+[11032]*1.1)+$

た	$([11129]*0.9+[11115]*0.9+[11121]*1.1+[11117]*1.1)/2$
ほとんど 食べな かった	$(([11074]*0.8+[11021]*0.8+[11054]*1.2+[11032]*1.2)+([11129]*0.8+[11115]*0.8+[11121]*1.2+[11117]*1.2))/2$

読み方: [XXXXX]\*1.2 は、食品コードXXXXXの食品に1.2倍の重みを与えて計算することを示します。

### 8-3-2. ごはんとみそ汁

ごはん(めし)は、女性茶碗1杯のごはん重量を130gとし、質問票への見積もり誤差の係数を0.9とし、男性への係数を1.2としました。したがって、標準的な1杯は女性が126g、男性が140.4gとなりました。さらに、「外食の定食1人前と、自分が普段食べている量を比べると(ごはんの量は)? ①家のほうがかなり多い、②家のほうが少し多い、③ほぼ同じくらい、④外食のほうが少し多い、⑤外食のほうがかなり多い」の回答にそれぞれ、係数1.2、1.1、1.0、0.9、0.8を与え、摂取量にこの係数を乗じ(かけ)て、最終的な摂取量としました。

ごはんの種類については、「玄米・胚芽米を食べたり、ごはんに麦や雑穀を混ぜて食べることはありますか? ①いつも、②ときどき、③まれに、④いいえ」の質問の回答を用いて、それぞれの回答について、精白米:麦飯(精白米以外の米を麦飯で代表させました)の重量比を、0.5:0.5、0.75:0.25、0.9:0.1、1:0としました。麦飯の配合割合は、精白米(食品コード=01083):麦(食品コード=01007):水=8:2:13を使っています。

みそ汁は、女性用みそ汁碗1杯の重量を120gとし、質問票への見積もり誤差の係数を0.9とし、男性への係数を1.2としました。したがって、標準的な1杯は女性が108g、男性が129.6gとなりました。さらに、「外食の定食1人前と、自分が普段食べている量を比べると(ごはんの量は)? ①家のほうがかなり多い、②家のほうが少し多い、③ほぼ同じくらい、④外食のほうが少し多い、⑤外食のほうがかなり多い」の回答を流用して、それぞれに係数1.2、1.1、1.0、0.9、0.8を与え、摂取量にこの係数を乗じ(かけ)て、最終的な摂取量としました。

みそ汁の具は食品摂取頻度の質問の回答に含まれると考え、この部分の栄養価計算は、みそ

の水溶液だけを考え、みそと水の重量比を142.3:7.7としました。栄養価計算には、米みそ/淡色辛みそ(食品コード=17045)を用いています。

### 8-3-3 お酒

お酒は、種類を問わず、お酒全体の摂取頻度を最初に尋ね、次に、お酒を飲んだときに飲む典型的なお酒について、その量を尋ねました。したがって、お酒の摂取量は、お酒の種類別の摂取量は、お酒摂取頻度に、種類ごとの1回摂取量を乗じ(かけ)て摂取量としています。

標準的な1杯量として、ビール=633g、日本酒=1合(180g)、焼酎=90g、ウイスキー=50g、ワイン=120gを用い、さらに、質問票に答えるときに酒類はやや過大に申告するとする報告を参考に、これを調整するための係数として0.7を用い、0.7を乗じ(かけ)た値(126、443.1、63、35、84)をそれぞれの標準的な1杯量としています。なお、これらは正しくはmlですが、簡単のために比重を1.00として、そのまま、重量(g)としました。また、標準的な1杯量は男女同じとしました。栄養価計算に用いた食品コードについては、巻末表9をご覧ください。

### 8-2-4. 調理に由来する調味料

調理中に加えられた調味料の代表は、食塩、油、砂糖です。これらの摂取量を推定するために、やや複雑な方法を用いています。

最初に、調理された食品(献立)を摂取する頻度について、魚類と肉類に分けて尋ねます。さらに、魚類については、さしみ・すし、焼き魚、煮魚・鍋物・汁物・みそ汁、てんぷら・揚げ魚、の4種類に分け、肉類については、焼肉・ステーキ・グリル、洋風の煮物、揚げ物・てんぷら、炒め物、和風の煮物・鍋物・どんぶり物・みそ汁、の5種類に分けて尋ねます。

献立の1回標準摂取量は80gとしましたが、質問票調査ではやや過小に評価されるとする報告を参考に、これを調整するための係数として1.1を用い、1.1を乗じ(かけ)た値(88g)を最終的な女性の標準1回量としました。男性の場合には、さらに1.4を乗じ(かけ)た値(123.2g)を最終的な標準1回量としました。